第 42 卷　第 4 期
2024 年 12 月

天 文 学 进 展
PROGRESS IN ASTRONOMY

Vol. 42, No. 4
Dec., 2024

doi: 10.3969/j.issn.1000-8349.2024.04.05

密近双星的质量比分布

王禄齐[1,2]，刘 超[1,2]

(1. 中国科学院大学，北京 100049；　2. 中国科学院 国家天文台，北京 100101)

摘要： 双星演化是恒星物理的一个重要课题，它不仅对恒星研究，也对星系演化、超新星和宇宙学等研究有重要影响。LAMOST 时域巡天提供了大量的双星样本，这对研究密近双星的统计性质非常重要。该文选择一批具有 LAMOST 时域光谱观测的主序短周期双星（主星质量在 $0.7M_\odot \sim 2.2M_\odot$ 之间）作为研究对象，通过 the Joker 获得了部分样本的双星轨道参数，并经由质量选择效应改正获得了这些密近双星的质量比分布。假设质量比分布的形式为在质量比为 0.4 处分段的双幂律再加大质量比双星超出组成，其中大质量比双星成分假设为在 $0.8 \sim 1$ 之间的以 1 为中心的高斯分布形式。分别以有 bin 和无 bin 两种方式得到了质量比分布的最佳拟合，发现无 bin 的拟合效果更好。结果显示，对质量比小于 0.4 的部分，幂指数为 -1.23 ± 0.04；而质量比在 $0.4 \sim 0.8$ 之间时幂指数为 -4.52 ± 0.07。这一结果表明，密近双星质量比分布与宽距双星的质量比分布在统计上并不相同，也不能用初始质量函数随机配对进行解释。这可能是因为密近双星经历了更复杂的动力学演化，从而改变了质量比分布的统计特征。

关　键　词： 恒星；双星；质量比

中图分类号： P144.9　　　**文献标识码：** A

1　引　言

双星系统对测定恒星初始质量函数 (initial mass function, IMF) 有重要影响，因为在确定 IMF 时，不仅要考虑主星，还要计算伴星的贡献。

然而，双星的统计性质观测研究一直面临一系列困难。首先，动力学过程可能会从根本上改变双星性质初始分布，甚至一些低引力结合能的双星可能会被瓦解成为两颗单星[1]；其次，双星系统的轨道周期在几分钟到 10^5 d 范围内[2]，由于不同周期的双星观测方式不同，因此用相同方法研究周期跨度很大的双星系统非常困难，对于不同周期范围的双星数据，不同的方法和样本的选择偏差所引起的系统差异会显著影响统计分析结果；再次，统计性质随主星质量[3]的不同以及恒星金属丰度的不同而有显著差异；最后，双星系统的不同轨道参数的统计性质往往是相互关联的，例如质量比的分布与周期可能具有相关性[4]。

收稿日期： 2024-02-20；　**修回日期：** 2024-04-07

通讯作者： 王禄齐，wanglq@bao.ac.cn

到目前为止，虽然观测数据有限，但对多数类型的双星系统的性质已经进行了不少研究。对于大质量恒星，Aldoretta 等人[5]利用哈勃望远镜的数据研究了大质量恒星的周期分布，他们发现以 $\lg P$ 形式的周期分布似乎是平坦的。Moe 和 Di Stefano 等人[6]研究了周期为 $20 \sim 50\,\mathrm{d}$ 的早型食双星的质量比分布，通过拟合质量比分布，得到幂指数为 -1.1。该结果表明，早型食双星的质量比分布似乎比较小 ($q = 0.2{\sim}0.3$)。

Moe 和 Di Stefano[7]研究了不同周期的早型恒星质量比分布特性。他们发现，对于周期较短的双星，其质量比分布基本是平坦的，并伴随大质量比双星 ($q \approx 1$) 比例超出；而对于宽距双星，小质量比的双星比例增加，质量比分布更像初始质量函数进行随机配对得到的结果。

De Rosa 等人[8]研究了 A 型恒星，发现宽距双星与较短周期双星的质量比分布（较短周期双星半长轴小于 125 AU）完全不同：宽距双星偏向于小质量比，而较短周期双星的更为平坦。他们还将两类双星质量比分布以幂律拟合，得到幂指数分别为 -2.3 和 -0.5。Gullikson 等人[9]通过光谱检测获得 341 颗中等质量双星。他们估计了包括质量比在内的双星轨道参数。对于质量比分布，他们在 0.3 处发现了一个峰值，并用 lgnorm 形式进行了拟合。

太阳型双星一般是指主星质量大致在太阳质量附近的双星系统[7]。Raghavan 等人[2]对太阳型双星进行了完备性非常好的关于质量比和周期的统计研究，其结果显示周期为对数正态分布，均值为 5.03，方差为 2.28，质量比在 0.1~0.95 范围内均匀分布，但在 1 附近有一个峰值。此外，Liu[10]研究了不同星族太阳型恒星中双星的质量比分布和双星比例的关系，间接证实了双星在其形成早期经历了星团内的动力学过程，一批引力束缚能较低的双星会被瓦解。

El-Badry 等人[11]发现，宽距双星的质量比分布随着两个伴星的间距（大致等效于周期）而变化。他们发现，在间距较小的宽距双星和主星质量较小的双星系统中，质量比较大的双星比例更高。他们认为，这可能反映了这些双星形成于吸积盘碎裂，初始间距较近，后经过动力学演化而导致间距变宽。

本文聚焦在短周期太阳型主序双星的质量比分布重建工作上，以便与宽距双星开展对比，进一步理解短周期双星轨道参数统计性质的变化机制。在第 2 章中，我们将介绍数据来源以及如何获得数据。在第 3 章中，我们描述了密近双星质量比的获取、分布特征和选择效应的校正。在第 4 章中，我们利用分段幂律方式拟合质量比分布。在第 5 章中，我们讨论本文所得的密近双星质量比分布与其他文献的差异，并给出结论。

2 数 据

本文使用 LAMOST（郭守敬望远镜）时域光谱观测数据。2012－2019 年，为了观测开普勒视场内的恒星，LAMOST 启动了 LAMOST-Kepler 项目[12]。此区域内含有大量的双星样本。

Wang 等人[13]从 4 个 K2 天区时域观测中得到了一个双星星表，其中大部分是短周期双星。需要注意的是，并非所有双星都有 Kepler 的光变曲线。多数光谱双星不是食双星，对于主序双星而言，周期也没有短到产生椭变，而一般太阳型双星不会产生反射；同时，因为很多双星样本周期达到数天到百天量级，轨道与恒星自转同步的假设不能一直成立，因此以黑子光变得到的周期不一定与视向速度测到的周期相同。

本文以此为基础，进一步选择主星为主序星的样本。对密近双星而言，因红巨星阶段主星半径膨胀，可能导致双星间复杂的质量交换，为简化起见，在本项工作中仅使用主序星。文章应用 Liu 等人[14]给出的主序星-红巨星分类条件，利用 Wang 等人[13]提供的恒星大气参数来选择可用主序双星。

首先，我们使用 the Joker[15]从多历元视向速度中获得双星轨道参数。the Joker 是一个 Python 程序，通过视向速度获得双星轨道参数（周期 p、偏心率 e、半振幅 K 等）。Wang 等人[13]发现部分恒星具有 K2 的光变曲线，也可用于证认双星并获得轨道周期。但并不是所有双星都能呈现周期性光变曲线（如掩食、反射、椭变等光变），因此引入光变曲线在本文工作中会带来额外的选择效应，所以我们仅使用视向速度遴选双星样本。本文使用 LAMOST DR9 星表提供的多历元观测视向速度进行轨道参数估计。

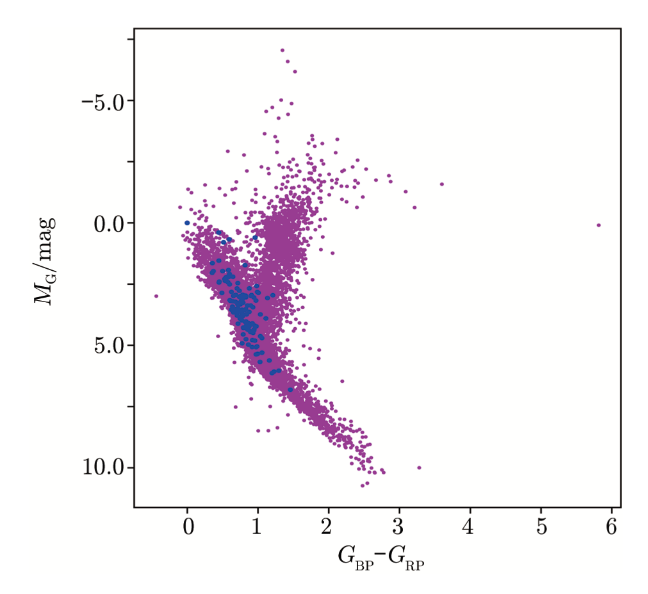
DR9 数据包含低分辨率和中分辨率光谱数据，视向速度测量精度分别为 4 km/s[16]和 1 km/s 左右[17]。文章用视向速度曲线来确定哪些轨道参数是可靠的。Wang 等人[13]的双星星表有 2 366 颗双星，根据恒星大气参数选择其中 1 600 多颗主序星双星。通过运行 the Joker，得到了 1 000 多颗双星参数。因为少数主序双星受观测采样不够、信噪比低等影响，the Joker 未能得到输出。进一步通过人眼在视向速度曲线上比对 the Joker 的输出结果来筛选可靠的双星参数，最后获得了 208 颗（包括 SB2 在内）可靠的短周期双星的轨道参数（周期 p、偏心率 e、半振幅 K 等）。再通过与 Gaia 交叉匹配得到了它们的 G 波段平均星等、视差和色指数，在赫罗图上进一步验证获得的恒星是否都是主序星。图 1 采用 BP-RP 来表征这些恒星的色指数，并利用式 (1) 由视差和平均星等得到每一颗恒星的绝对星等的后验概率分布。

$$P(M_{\mathrm{G}}|\omega, G) = \exp\left[-\frac{(10^{-(G-M_{\mathrm{G}}+5)}-\omega)^2}{2d^2}\right] \quad , \tag{1}$$

其中，G 为恒星 G 波段的平均星等，M_{G} 为恒星的绝对星等，ω 为视差，d 为视差误差。这样就得到了恒星的颜色-绝对星等图，如图 1 所示。图中横坐标是恒星的颜色，纵坐标是恒星的绝对星等，紫色是 K2 区域内的所有恒星，蓝色是本文选择的 208 颗双星样本，均为主序星。

3 质量比分布

在本章中，我们测定双星的质量比分布，并利用 Kroupa 初始质量函数[18]完成对选择效应的修正，最后通过仿真数据验证观测选择效应对质量比分布的影响。



注:横坐标是恒星的颜色，纵坐标是恒星的绝对星等，紫色表示 K2 区域 Wang 等人[13]的所有双星样本，蓝色表示本文挑选的主序星双星样本。

图 1　样本双星的颜色-绝对星等分布

3.1　获得质量比分布

在第 2 章中，我们得到了 208 颗双星的轨道参数（周期 p、偏心率 e、半振幅 K 等），Wang 等人[13]给出此双星样本中一部分主星的恒星质量，最后获得 108 个具有主星质量值的密近双星（不包括 SB2）。

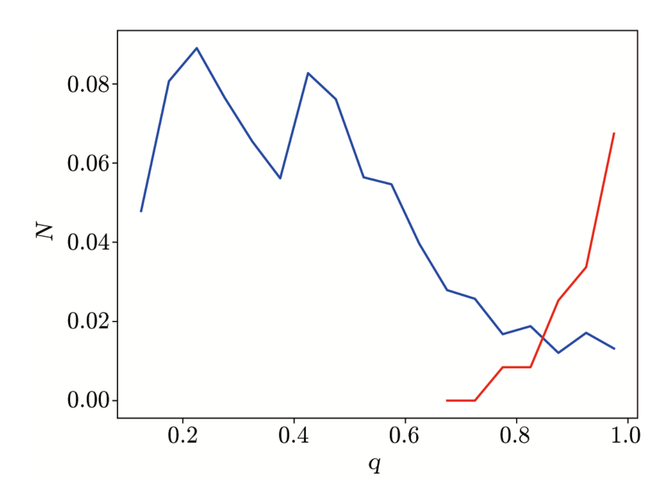
Wang 等人[13]通过建立 MIST 网格模型的方法估计了主星质量，其与等年龄线估计结果相比，差异在 $0.03M_{\odot}$ 左右。值得注意的是，这一质量估计因未进行绝对定标，可能存在系统误差，但这一系统误差对质量比分布的影响并不大。将以上参数代入式 (2) 中，剩余两个未知量为 m_2 和 $\sin\ i$。我们可把方程的分子和分母除以 m_1^3，将未知量转换为质量比 q $(q=\dfrac{m_2}{m_1})$ 和 $\sin\ i$。

$$f(m)=\frac{m_1^3\sin i^3}{(m_1+m_1)^2}=1.036\,1(1-e)^{3/2}K_1^3P=\frac{m_1q^3\sin i^3}{(1+q)^2}\quad, \tag{2}$$

其中，m_1 是主星质量，m_2 是伴星质量，i 是倾角，e 是偏心率，K_1 是主星的视向速度半振幅，q 是质量比，P 是周期。

当 $\sin\ i$ =1 时，通过式 (2) 可以直接得到质量比。但当轨道倾角未知时，利用式 (2) 也可以得到给定双星质量比的概率分布。实际计算中，假设倾角在三维空间均匀分布，投射到以视线方向为法向的平面上后可以求得轨道倾角的余弦应服从均匀分布。对轨道倾角以其余弦服从均匀分布求平均 $\sin\ i$，代入式 (2) 获得每个双星的 q，进而获得 108 颗双星的 q 分布。最后，得到如图 2 所示的质量比分布，可见 q 在 0.2~0.5 之间呈现双峰结构。在图 6 中，也给出了另一种估计方式，我们对 i 撒点 100 次，即每随机撒一个 $\sin\ i$，就将这个 sin

i 直接带入到 $q\sin i$ 里，得到一个 q ，这样对每颗恒星获得 100 个随机 q，近似代表其 q 值的概率分布，这些 q 值的近似概率分布叠加起来就构成这 108 颗恒星的质量比分布估计。这两种方式获得的质量比分布基本相同。



注：对 108 颗密近双星样本获得的对轨道倾角平均之后的质量比分布以及 SB2 的质量比分布，单线双星表示蓝色，SB2 表示红色。

图 2　质量比分布

出于完备性的考虑，我们补充了 SB2 双星。从 Wang 等人[13]星表中一共证认出 52 个 SB2。通过对这些 SB2 光谱的视向速度进行拟合，得到了它们的质量比。拟合方程如式 (3) 所示，由动量守恒定律得到。v_1 和 v_2 分别是主星和伴星第一次观测到的视向速度，v_1' 和 v_2' 分别是第二次观测到的主星和次星的速度。

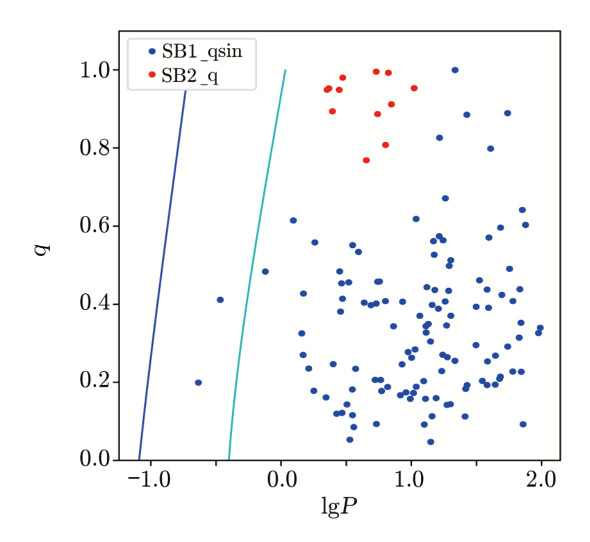
$$q=\frac{v_2-v_2'}{v_1-v_1'} \quad . \tag{3}$$

最后，得到了 25 个 SB2 的质量比；对于其他 SB2，因为观测数据质量较差，我们无法得到精确的 q 估值。图 3 展示了 108 颗单线短周期双星和 25 颗双线光谱双星的周期-质量比关系。再利用质量-光度关系和开普勒第三定律，得到了两个固定主星质量下不同质量比的周期下限。图中的两条线分别对应 $2.2M_\odot$（浅蓝）和 $0.7M_\odot$（蓝），这反映了样本的恒星质量范围。这两条线表示这批恒星样本的周期下限。

3.2　质量比分布的选择效应

在本节中，我们采用模拟假星数据检验样本的质量比分布是否服从单一幂律以及是否受到观测选择效应影响。假设质量比为单一幂律分布，周期 P 为对数正态分布，离心率为均匀分布，轨道倾角的余弦为均匀分布，并利用质量函数（即式 (2)）选择半振幅大于 20 km/s （5 倍视向速度测量误差）的恒星产生模拟数据。

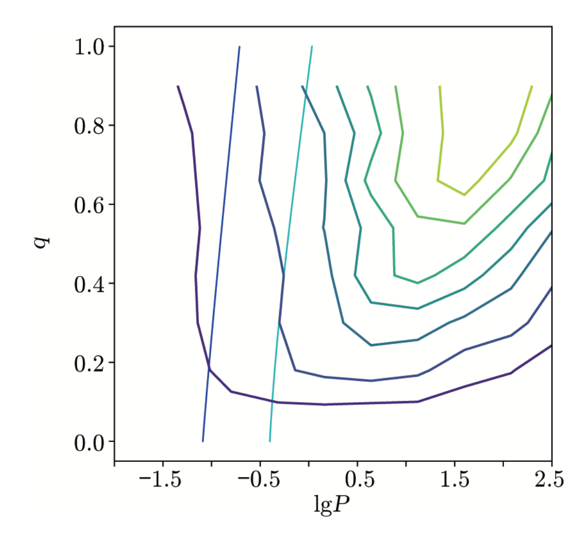
通过采用这种方法，我们得到不同幂律下质量比分布的模拟数据。其中一个典型结果如图 4 所示，为质量比分布均匀的模拟数据等值线图。我们发现，无论如何选择参数（质量比



注：蓝点为单线双星样本，横坐标是对数周期，纵坐标是质量比乘以 sin i。红色表示 SB2，横坐标是对数周期，纵坐标是图中的质量比。

图 3　$\lg P$-q 分布图

分布的幂指数)，都无法重现观测得到的质量比分布（见图 3 和图 4)。这可能是由于实际的质量比分布不服从单一幂律，但也有可能是实测的质量比分布受到选择效应的影响。对于从时域观测的光谱中证认的密近双星而言，最主要的选择效应来自速度分辨率和观测亮度极限。我们对这两个效应分别进行分析。



注：图中的两斜线与图 3 中的含义相同。

图 4　模拟数据等高线

同一恒星两次视向速度观测数据差异只有大于 3 倍测量误差才能被证认为光谱双星。

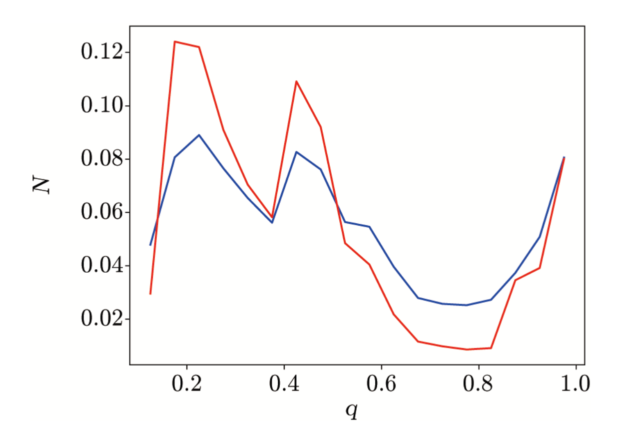
对于低分辨率光谱，视向速度测量误差在 4 km/s 左右。因此，当双星周期较长，最大速度差低于 12 km/s 的时候，我们将无法证认其为双星，这会带来选择效应。这类选择效应主要影响长周期双星。对于质量在 0.7~2.2 $M_{\odot}$ 的双星，周期在 100 d 之内的密近双星在观测次数充分的情况下（一般在至少 100 d 之内观测超过 10 次），是可以通过视向速度曲线证认出来的。因此，假设质量比分布表现为单一幂律的模拟数据证明，我们得到的具有双峰结构的质量比分布应该不是由于不可分辨视向速度带来的选择效应。

另一个可能的选择效应是来自观测的亮度极限。LAMOST 观测的恒星普遍偏亮，因此样本会偏向质量较大的恒星。由于我们仅关注主序星，这一选择效应可以利用初始质量函数进行改正。因此，在下一节中，文章通过 Kroupa 初始质量函数[18] 来校正选择效应。

3.3 选择效应的修正

在这节中，假设双星主星的质量分布符合 Kroupa 分段幂律质量函数，然后用 Kroupa 质量函数[18]除以样本的质量分布函数得到校正因子。

将得到的校正因子乘以前文估计的质量比分布，就完成了对质量选择效应的修正，得到修正后的质量比分布，如图 5 所示。图 5 比较了校正前后的质量比分布，红色为校正后的质量比分布，蓝色为校正前的，可见校正后 0.2~0.5 处的两个峰更加明显，但 $q \approx 1$ 处的峰不变。



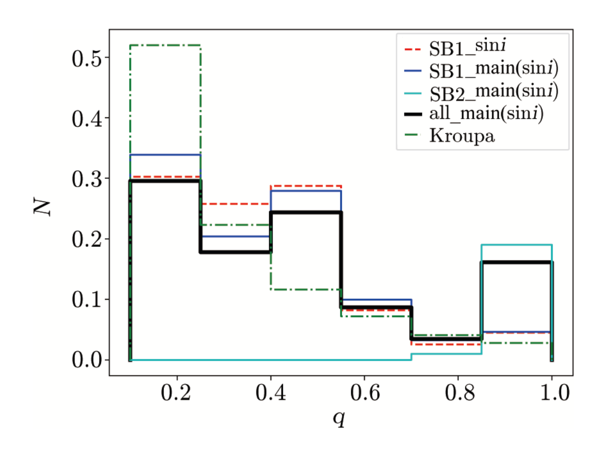
注：红色为校正后的质量比分布，蓝色为校正前的，校正后 0.2 和 0.5 的两个峰更加明显，但 $q \approx 1$ 处不变。

图 5 校正前后的质量比分布

4 结 果

本文通过对 Kroupa 初始质量函数进行随机配对，从而得到理论预期的质量比分布，即图 6 中的绿色虚线。蓝色和红色线是在没有 SB2 的情况下得到的修正后的质量比分布，不同之处在于计算质量比分布的方式。蓝线的质量比是对轨道倾角平均后所得结果，这与图 3 中蓝线的质量比分布计算方式一致。而对于红线的质量比分布，先随机撒点 $\sin i$，再进一

步得到单颗恒星的 q 值概率分布的近似估计，最后进行叠加获得质量比分布。浅蓝色线表示 SB2 的质量比分布。黑线表示对 i 平均以后的单线双星和 SB2 的质量比分布。



注：绿色虚线表示由 Kroupa 初始质量函数随机配对得到的单调幂律形式的理论预期质量比分布，而蓝色和红色线表示在没有 SB2 的情况下得到的单线双星修正后的质量比分布，不同之处在于得到质量比分布的方式。蓝线的质量比分布是假设倾角的余弦是均匀分布，并通过取得 sin i 的平均值获得 108 颗恒星的质量比分布。对于红线的质量比分布，我们通过对 sin i 随机抽样，进而得到双星系统的 q 值概率分布，进一步叠加这些概率分布获得样本的质量比分布。浅蓝色线为 SB2 的质量比分布。黑线是蓝色和 SB2 的质量比分布，这也是我们与 Kroupa 质量函数比较的质量比分布。

图 6 质量比分布

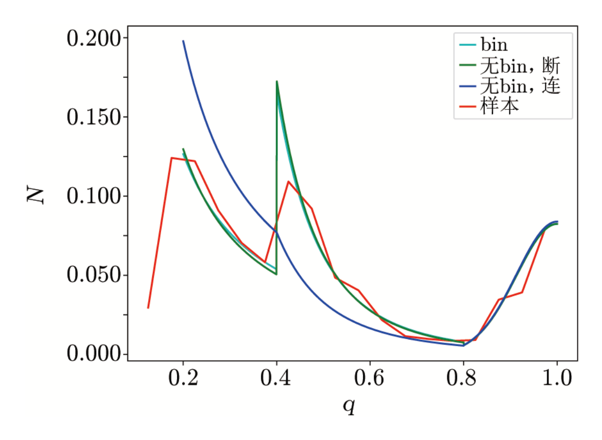
为了研究这个观测质量比分布与随机配对预期的质量比分布是否一致，我们进行了 KS 检验。KS 检验的值为 $5.011\,64\times10^{-100}$，远远小于 0.1，因此 KS 检验拒绝此假设，所以这两个分布不是同一个分布。

进一步假设质量比分布为分段幂律再加上 $q\approx1$ 处单边高斯分布的数学形式。0.2~0.4 为一段幂律分布，0.4~0.8 为第二段幂律分布，0.8~1 为单边高斯分布。通常情况下，两段幂律在 $q=0.4$ 处保持相连。本文先用 bin 的方式用 MCMC 对三段函数进行拟合，结果如图 7 中浅蓝色的线所示。对于质量比小于 0.4 的部分，幂指数为 -1.23，误差为 0.67；对于质量比大于 0.4 小于 0.8 的部分，幂指数为 -4.38，误差为 0.47；对于质量比大于 0.8 的，拟合为均值为 1 的高斯分布，标准差为 0.08。

对于前两个分段幂律，把有 bin 的结果作为初值，再用无 bin 的方式（即以单颗星构建似然函数）进行拟合。分两种情况，一种是在 0.4 处两个幂律相连，另一种则放开这一假设。似然函数的数学形式为：

$$\ln p = A\ln(q)\times r \quad , \tag{4}$$

其中，A 为归一化常数，q 为质量比，r 为幂律。如图 7 所示，蓝线表示在 0.4 相连的拟合结果，当质量比小于 0.4，拟合结果的幂指数为 -1.23 ± 0.04；当质量比为 $0.4 sim 0.8$ 时，幂指数为 -3.81 ± 0.09。在 0.4 处不相连的拟合结果如图 7 中绿线表示，当质量比小于 0.4，拟合结果幂指数为 -1.23 ± 0.04；当质量比为 0.4 ~0.8，幂指数为 -4.52 ± 0.07。为了比较哪种拟合方式的效果更好，我们计算了两种模型的似然值，结果发现分离断点的方式更好。



注：红线是修正后的质量比分布；浅蓝色的线是有 bin 的拟合；蓝色的是无 bin 的拟合，但在 0.4 处分布相连；绿色的是无 bin 的拟合，但在 0.4 处断开。

图 7 拟合结果的质量比分布

5 讨论和结论

Raghaven 等人[2]对太阳型双星进行了统计研究。他们对所有光谱型、所有周期范围双星综合进行研究后得到质量比分布，结果显示在接近 q=1 处存在峰值，但质量比小于 1 时为均匀分布。我们的结果与之有较大差异，主要原因为两点：首先，本文双星样本覆盖的质量范围为 0.7~2.2 $M_\odot$，并未包括小质量恒星和更大质量的恒星；由于小质量恒星的伴星比例较少，质量比分布也有所不同，所以会造成与 Raghaven 等人的差异。大质量双星的质量比分布也有所不同[7]。其次，我们仅考虑短周期 ($P \lesssim 100$ d) 双星，而质量比与周期具有较复杂的相关性，因此在未加入长周期双星样本的情况下，本文得到的双星质量比分布呈现出与 Raghaven 等人不同的特征。这实际上是对前人工作的重要补充。

我们又将本文的质量比分布与 El-Badry 等人[11]的进行比较。我们只同其双星间距小于 350 AU、主星质量在 0.8$M_\odot$~2.5$M_\odot$ 的质量比分布（见 El-Badry 等人的图 9 第一行右边两个子图）比较。由于 El-Badry 等人在拟合过程中应用了正态先验概率，其质量比分布与我们的结果在 q<0.4 的时候并不相同，但可以看到其有巨大的误差范围，我们的结果在他们的 2σ 范围附近（见 El-Badry 等人的图 13)。对于 q>0.4，我们的幂指数比其小很多。我们认为这主要是因为 El-Badry 等人采用了正态先验，对幂指数取值范围进行了过于严格的限制而造成的。

另外，El-Badry 等人的图 12 显示，双星间隔较长的质量比分布幂指数 (q>0.4) 存在随着间隔变短幂指数逐渐变小的趋势。但其间隔最短的点则不符合这一趋势。如果采用我们求得的幂指数，则基本符合随着间隔（周期）变短幂指数变小的大趋势。

对于本文呈现的质量比小于 0.5 的双峰，这可能与短周期双星的动力学演化有关。由于小质量双星较容易受到动力学演化影响，太阳质量双星的质量比分布会在恒星形成早期，逐渐由 IMF 随机配对得到的质量比分布演变为我们样本的质量比分布。

综上所述，本文主要研究了密近双星的质量比分布，并采用不同的方法拟合了质量比分布。本文发现无 bin 的拟合效果更好，在质量比为 0.4 时分布不同，得到的结果是两阶段分段幂律加高斯分布。当质量比小于 0.4 时，幂指数为 -1.23 ± 0.04；当质量比为 0.4~0.8 时，幂指数为 -4.52 ± 0.07；当质量比大于 0.8 时，为单边高斯分布，均值为 1，标准差为 0.08。通过 KS 检验发现，实测质量比的分布并不同于初始质量函数随机配对的质量比分布，这可能与它们经历过完全不同的动力学演化相关。

参考文献：

[1] Marks M, Kroupa P, Oh S. MNRAS, 2011, 417: 1684
[2] Raghavan D, McAlister H A, Henry T J, et al. ApJS, 2010, 190: 1
[3] Duchêne G, Kraus A. ARA&A, 2013, 51: 269
[4] Abt H A, Gomez A E, Levy S G. ApJS, 1990, 74: 551
[5] Aldoretta E J, Caballero-Nieves S M, Gies D R, et al. AJ, 2015, 149: 26
[6] Moe M, Di Stefano R. ApJ, 2015, 810: 61
[7] Moe M, Di Stefano R. ApJS, 2017, 230: 15
[8] De Rosa R J, Patience J, Wilson P A, et al. MNRAS, 2014, 437: 1216
[9] Gullikson K, Kraus A, Dodson-Robinson S. AJ, 2016, 152: 40
[10] Liu C. MNRAS, 2019, 490: 550
[11] El-Badry K, Rix H-W, Tian H, et al. MNRAS, 2019, 489: 5822
[12] Fu J-N, Cat P D, Zong W, et al. RAA, 2020, 20: 167
[13] Wang S, Zhang H-T, Bai Z-R, et al. RAA, 2021, 21: 292
[14] Liu C, Deng L-C, Carlin J L, et al. ApJ, 2014, 790: 110
[15] Price-Whelan A M, Hogg D W, Foreman-Mackey D, et al. ApJ, 2017, 837: 20
[16] Tian H-J, Liu C, Carlin J L, et al. ApJ, 2015, 809: 145
[17] Xiong J-P, Zhang B, Liu C, et al. RAA, 2021, 21: 265
[18] Kroupa P. Science, 2002, 295: 82

Mass Ratio Distribution of Close Binary

WANG Luqi[1,2], LIU Chao[1,2]

(1. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 2. National Astronomical Observatories, Chinese Academy of Science, Beijing 100101, China)

Abstract: The evolution of binary is an important problem in stellar physics, which has an important impact not only on the study of stars but also on the study of galaxy evolution, supernovae and cosmology. However, observational studies of the statistical properties of binary are still very limited. The LAMOST Time Domain Survey provides a large sample of binary, which is important for studying the statistical properties of close binary. In this paper, a group of main-sequence short-period binary (primary masses are between $0.7M_{\odot}$ and $2.2M_{\odot}$) with LAMOST time-domain spectroscopic observations are selected as research objects. The binary orbit parameters of some samples were obtained by the Joker, and the mass ratio distribution of these close binaries was obtained after the selection effect correction. Here it is assumed that the mass ratio distribution is a segmented power law broken at the mass ratio 0.4 and the high mass ratio binary excess, where the component of the high mass ratio binary is assumed to be between 0.8 and 1 for a Gaussian distribution centered at 1. We get the best fit of the mass ratio distribution with and without bin respectively, and find that the fit without bin is better. The results show that the power index of the parts with mass ratio less than 0.4 is -1.23 ± 0.04; When the mass ratio is between 0.4 and 0.8, the power index is -4.52 ± 0.07. This result shows that the mass ratio distribution of close binary is statistically different from that of wide binary and cannot be explained by random pairing of the initial mass function. This may be because close binaries have undergone more complex dynamic evolution in the past, which has changed the statistical characteristics of the mass ratio distribution.

Key words: star; binary; mass ratio